委员会交叠与内部控制质量：专业溢出抑或关系约束？

——来自审计委员会召集人兼任的证据

刘杰[1] 殷皓洲[1] 谭瑾[2] 徐光伟[2]
（1、贵州财经大学会计学院 贵州贵阳 550025；
2、常州大学商学院 江苏常州 213159）

摘要：公司治理是内部控制的重要制度环境，对内部控制的监督与评估是审计委员会的职能之一。本文基于审计委员会召集人在其他委员会的兼任视角，考察公司治理机制对内部控制质量的影响。理论上，作为会计专业独立董事的审计委员会召集人能产生“专业溢出”效应，但兼任会使其面临更严重的“关系约束”，实证证据支持了后者：当审计委员会召集人同时在更多的委员会中任职时，企业内部控制质量显著更低，且主要体现为战略和经营层级的内部控制。在验证关系约束的存在机制之余，也提供了缓解机制：正式的公司治理机制和召集人个人权威地位能够缓解关系约束。本文基于中国独特的“关系型交易”的制度背景，从内部兼任视角补充了低质量内部控制的成因，同时也为当前发挥独立董事参与决策和咨询作用的制度改革提供了参考。

关键词： 委员会交叠；审计委员会；董事兼任；独立董事；内部控制质量

长摘要：

自 SOX 法案以来，内部控制一直是公司治理体系的重点。作为内部控制的重要环境，公司治理制度的有效是保证内部控制有效的根本。已有关于内部控制的研究主要揭示高质量内部控制的积极后果，对低（高）内部控制的成因关注不足，尤其缺乏来自公司治理制度视角的研究，没有回答"如何完善公司治理机制以提高内部控制或何种公司治理机制降低了内部控制"的问题。

独立董事的制度设计旨在利用独立董事的专业特长（财会、法律、行业等），发挥监督与咨询作用。在公司治理制度设计中，独立董事通过进入董事会专门委员会进行治理，其中审计委员会要求独立董事占多数并由财会独董担任召集人。现有研究表明：一方面，审计委员会的专业特征发挥着积极的作用；另一方面，独立董事的履职效果受到社会关系的影响。我国是典型的"关系型交易"模式。在这样的制度背景下，关系型交易既是节约交易成本的有力工具，也可能会形成"关系网"而影响个人的行为。**本文关注的情景是：作为独立董事的审计委员会召集人在其他委员会中的兼任，能够发挥"专业溢出"的作用而具有积极的治理效果，还是受到"关系约束"的影响而无法发挥监督与咨询作用**。以内部控制质量为落脚点，如果审计委员会召集人的兼任具有"专业溢出"效果，应该能观测到当审计委员会召集人在更多的委员会中兼任会带来更高的内部控制，否则则表明审计委员会召集人的履职受到"关系约束"。

利用 2011-2021 年沪深非金融业上市公司的年度数据，实证检验发现：**当审计委员会召集人在更多的专门委员会中兼任，企业的内部控制质量更低。实证证据支持了"关系约束"假说**。在经过替代性解释与反向因果关系的讨论、利用地区高校校均正教授人数的工具变量等统计检验，结果稳健。机制分析从两个层面展开：关系约束的存在机制与缓解机制。

整体而言，本文选择审计委员会召集人兼任这一独特的公司治理分析视角，通过其对内部控制质量的影响检验该内部兼任的治理效能，研究表明这种内部兼任会受到关系约束而无法发挥期待的治理作用。本文在理论上补充了低内部控制质量的公司治理成因，在现实层面为当前发挥独立董事参与决策和咨询作用的制度改革提供了参考。

目 录

0 引言

萨班斯-奥克斯利法案（SOX 法案）的颁布使内部控制为公司治理体系的重点。一方面，没有系统而有效的内部控制，公司治理将成为一纸空文[1]；另一方面，治理层是内部控制的实施主体，公司治理是内部控制的重要内部环境，公司治理控制是企业内部控制的第一层次和上层建筑，与公司治理的合理嵌合，是提高内部控制效果的根本途径[2]。高质量内部控制的重要性不言而喻，已有实证证据揭示了高质量内部控制的积极后果，如提供更高质量的会计信息[3][4]、使企业更及时地把握投资机会[5]、获得更低的融资成本[6][7]、限制了管理层获取私有收益[8][9]、强化上市企业的风险应对能力[10][11][12]。然而，对如何完善公司治理机制以提高内部控制或何种公司治理机制降低了内部控制的问题的回答仍不充分。

董事会的存在使两权分离的现代企业得以正常经营[13]。董事会职能具体由下设的专门委员会行使，其中，审计委员会是《上市公司治理准则》唯一强制设立的专门委员会，其在公司治理中的作用一直以来都是研究者关注的重点。根据该准则规定，审计委员会的监督和评估对象为内、外部审计工作、信息披露和公司内部控制。来自审计委员会的研究显示，审计委员会的专长对企业有积极作用，如财务专长能识别企业在研发过程中的盈余操纵行为[14]、抑制财务重述[15]和降低管理层的策略性披露行为[16]，IT 专长提高了内部控制质量[17]，呈现明显的“专业”效应。因此，公司治理制度设计通常围绕使专业“溢出”展开，例如以独立董事在多个委员会中任职为形式的内部兼任，或称“委员会交叠”。然而，来自独立董事的证据显示，社会关系会影响独立董事发挥的作用。CEO 倾向于根据社会关系任命独立董事，这些独立董事成为了 CEO 的“保护伞”[18][19]，降低了外部独立性，削弱了审计质量[20]。此外，独立董事履职也会受到“关系约束”而无法发挥监督效应，本地任职独立董事在关系效应的影响下更少地提出异议[21]。由此产生的问题在于：以委员会人员交叠为形式的内部兼任，是进一步发挥了专业人士的专长，还是将专业人士置于更复杂的社会关系中，被复杂的关系与利益裹挟而无法发挥理想的履职效果？

本文对已有文献的呼应与推进体现在：（1）已有文献对委员会成员内部兼任的作用未取得一致结论，本文基于“关系型交易”的制度背景，审计委员会成员兼任的视角提供了董事内部兼任带来消极后果的证据；（2）已有文献集中探讨审计委员会个人特征对内部控制质量的影响，本文则从董事会的团体特征贡献于内部控制的影响因素研究；（3）本文贡献于低质量内部控制的成因研究，研究发现低质量的内部控制源于董事的内部兼任，这样的兼任在事实上无法发挥专业人士的“专业溢出”，反而使其受到严重的“关系约束”。在现实呼应层面，近年来，独立董事制度改革是资本市场发展的重要话题，审计委员会由独立董事占多数并担任召集人，对审计委员会及其召集人的治理效果研究对完善独立董事制度、更好地发挥独立董事咨询作用具有现实意义，从而贡献于中国式现代化公司治理能力提升。

1　文献回顾与理论分析

1.1 文献回顾

1.1.1 董事内部兼任

董事内部兼任话题的起源是董事长与 CEO 的两职合一，不同的理论对其评价不一。传统委托代理理论认为，兼任董事长会放大经理人出于自利动机的操纵性权力，弱化董事会对经理人的监督[22][23]，造成过度投资与创新抑制[24][25]。因此，需要两职分离的制度设计保证董事会的有效监督与治理[13]。而管家理论则认为，两职合一会促进总经理的亲组织行为，对企业价值有利[26]。

近年来，董事内部兼任话题拓展到两个方向：董事与 CFO 的兼任、委员会的兼任。

前者的经验证据显示，董事与 CFO 的兼任具有积极效果，如提高公司投资效率，并在 CFO 进入董事会两年后提高作用最大[27]，发挥财务咨询作用帮助企业发现避税机会和制定更优税务方案[28]，同时发挥监督作用抑制极端避税行为[29]。部分研究考察了董事会秘书与CFO的兼任后果，但结果不一。积极的证据显示这种兼任可以抑制公司内部人交易的获利能力[30]，降低负债水平和资本结构偏离程度[31]，而消极的证据显示兼任了董秘的 CFO 提供的会计信息质量更低[32]。

后者以审计委员会为主线，分别关注与薪酬委员会、战略委员会以成员交叠（重叠）为形式的兼任。在与薪酬委员会的研究中，理论模型的论证结果表明，两个委员会的交叠任职董事为了减少事后的监督成本，会降低高管的薪酬强度，这虽然削弱了高管从事盈余管理的动机，但也导致薪酬激励不足，并引起对报表的事后监督水平下降[33]。经验研究给出了略有不一的结果：审计与薪酬委员会的交叠降低了国有企业 CEO 的运气薪酬[34]，但经理人可能寻求与交叠任职的董事合谋操纵会计盈余以攫取机会主义薪酬[35]。在与战略委员会的研究中，两者交叠会使研发投资决策更谨慎，使专利申请决策更偏向于短期商业化项目[36]。两者交叠对资产剥离的影响存在阶段性特征，在剥离决策阶段存在信息和资源的溢出效应，但在评价剥离效果时，交叠任职是股东加强控制的一种低成本策略和隐形渠道，便于股东进行隧道挖掘行为[37]。来自银行的证据显示，审计委员会与风险管理委员会的成员交叠具有风险规避作用，降低了银行的风险承担[38]。此外，也有研究发现，当 CFO 兼任审计委员会委员时导致了监督无效，引发了更多的财务重述行为[39]。

1.1.2 内部治理、低（高）质量内部控制成因与质量改善

在内部治理机制方面，现有研究从股东、董事会和高管三个层面展开。在股东层面，大股东的股权质押降低了内部控制质量[40]，而多个大股东的企业内部控制质量更高[41]；国企混改形成的股权制衡、混改背景下的员工持股计划和非国有股东委派的高层治理均提升了国有企业内部控制质量[42][43][44]。在董事会层面，主要关注审计委员会的特征，审计委员会的 IT 专长、海归背景和主任的个人特征均对内部控制质量有积极影响[17][45][46]。在高管层面，内部控制有效性或质量的低下可以归因到董事长和总经理的地缘关系、内部人控制和管理层过度自信[47][48][49]，而高质量的内部控制则可以归因到高管的从军经历和 CEO 的信息技术背景[50][51]。也有研究关注到管理层变更的场景，发现管理层变更后会“卸责”，体现为更为宽松地调整内部控制缺陷认定标准[52]。

1.1.3 文献述评

董事内部兼任是公司治理研究的经典话题，董事与 CEO、CFO 的兼任取得了较为一致的结果，但委员会兼任的后果尚不清晰，需要提供进一步、多角度的经验证据。早期对内部控制质量的研究偏向于揭示高质量内部控制的积极后果，引导企业主动提升内部控制质量，近期的研究一

方面以间接后果的形式补充积极后果的研究，另一方面侧重于考察低（高）质量内控的成因，在董事会层面关注到了审计委员会的个人特征，对团体特征关注不足。

1.2 理论分析

1.2.1 委员会交叠、专业溢出与内部控制质量提升

烙印理论认为，特定阶段的环境特征会对个体或组织产生重大影响，并且具有持续、动态的特征[53]。对审计委员会召集人而言，早年的会计知识学习与后来持续在会计领域（包括理论研究和业界实践）内的浸润，使其对利用会计提供决策有用信息和通过制度设计完善组织有效性具有深刻的理解与重视。相较于其他个人背景特征，作为会计专业人士的审计委员会召集人更了解内部控制制度的重要性与良好内部控制制度设计所要求的内容。

高层梯队理论认为，管理者决定企业行为，企业的组织战略措施是管理者认知模式、行为习惯等特质的具象反映[54]。在审计委员会召集人在其他委员会兼任的过程中，可以将风险管理、合规意识等内部控制思想通过集体会议或发表决策意见的正式形式，或会议前后的闲谈、社交媒体的观点分享等非正式形式传达给其他的委员会成员，引导董事会整体重视内部控制及内部控制质量的提升。

结合烙印理论与高层梯队理论可知，当审计委员会召集人兼任于董事会下设的其他委员会，能够发挥“专业溢出”作用，通过兼任塑造董事会成员的集体意识，将自身烙印转化为集体烙印，进而发挥积极的治理作用。由此可得假设：

H1：审计委员会召集人在其他委员会兼任时，具有“专业溢出”效应，企业内部控制质量更高

1.2.2 委员会交叠、关系约束与内部控制质量下降

中国社会和经济运行具有人格化的“关系型交易”特征，关系研究一直以来是中国制度背景下的研究重点。嵌入理论认为，经济活动受社会因素影响，行动者被嵌入其所属的社会关系之中，其理性与偏好是在与社会互动过程中形成的[55][56]。关系的治理既包括网络内部人的相互交易，也涉及关系人作为一个群体如何与关系之外的交易者相互交易[57]。当审计委员会召集人在更多的委员会中兼任，其所面对的利益方就越多，所需平衡与兼顾的利益团体就越复杂，越容易受到利益关系的制约，从而无法发挥被期待或原本能发挥的积极治理作用。

同时，中国社会是一个讲人情与面子的社会；这样的人情是一种“私交”状态下的感情[58]。作为中国文化的核心概念，人情的基本含义与制度有一定程度的相悖，但讲人情的人在承认制度和遵守制度的必要的同时，也寄希望于利用制度漏洞、余地和人性化一面回到人情上[59]。换言之，完善的制度设计会让位于人情关系。在中国社会中，如果一个人脱离了人情，就会孤立于自己所处的网络[60]。那么，为了维系关系网络——至少是“表面客气”——兼任更多委员会的财会专业人士缺乏将内部控制相关要求灌输给其他委员会成员的动力，从而无助于内部控制质量的改善。根据上述分析可得假设：

H2：审计委员会召集人在其他委员会兼任时，受到“关系约束”影响，企业内部控制质量更低

2　研究设计

2.1 模型设定

本文设定如下固定效应模型检验假设，当 β_1 显著为正时，支持假设 H1；显著为负时，支持假设 H2。被解释变量为内部控制质量 *IC*，解释变量为委员会交叠 *Overlap*，*CVs* 为一系列公司层面的控制变量，*FE* 为时间（年份）和空间（行业）层面的固定效应。

$$IC_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Overlap_{i,t}+CVs_{i,t}+FE+\varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

2.2 变量解释

2.2.1 被解释变量

参考曹越等（2020）、周泽将等（2020）、张钦成和杨明增（2022）等的做法[42][45][61]，使用迪博内部控制指数评分作为内部控制质量的代理变量，在回归中除以 100 消除量纲差异。该值越大，表明内部控制质量越高。

2.2.2 解释变量

借鉴邓晓岚等（2014；2015）、王文慧等（2018）、薛有志等（2021）等关于委员会交叠的研究思路[34][35][36][37]，统计审计委员会召集人在其他委员会兼任的个数，并以除审计委员会外设立的委员会总数为标准化尺度。该值越大，表明审计委员会召集人在更多的委员会中兼任，委员会的交叠程度越高。

2.2.3 控制变量

参考内部控制与委员会研究的相关模型设定，本文从企业财务特征和治理制度特征两个层面选择控制变量。企业财务特征包括企业规模（Size）、杠杆风险（Lev）、有形资产占比（Tangible）、现金流水平（Cashflow）、账市比（BM），治理制度特征包括股权结构变动（Change）、独立董事占比（ID）、两职合一（Dual）、四大审计（Big4）、产权性质（SOE）、地区（Area），以及以虚拟变量形式控制的时间固定效应（Year）和空间固定效应（Industry）。具体见表 1。

表 1 变量定义

类型	名称	符号	说明
被解释变量	内部控制质量	*IC*	迪博内部控制评分，除以 100
解释变量	委员会交叠	*Overlap*	审计委员会召集人兼任委员会数/（委员会总数-1）
控制变量	企业财务特征	*Size*	企业规模，员工人数的自然对数
		Lev	杠杆风险，资产负债率
		Tangible	有形资产（固定资产与存货）经总资产标准化
		Cashflow	现金流水平，经营活动现金流量经总资产标准化
		BM	账面市值比
	治理制度特征	*Change*	发生股权结构变化取 1，否则取 0
		ID	独立董事占比
		Dual	董事长和总经理两职合一取 1，否则取 0
		Big4	由四大审计取 1，否则取 0
		SOE	产权性质为国有取 1，否则取 0
		Area	注册东部地区取 1，否则取 0
	固定效应	*Industry*	虚拟变量，按证监会 2012 版行业分类赋值
		Year	虚拟变量，按不同年度赋值

2.3 样本说明

我国企业内部控制制度建设源于 2006 年成立的企业内部控制标准委员会（CICSC），2008 年五部委颁布《企业内部控制基本规范》，2010年颁布《企业内部控制配套指引及解读》，标志着内部控制在法规层面的初步完善。据此，本文的样本期间设定为 2011-2021 年，样本为该期间内的沪深上市公司。经过去除内部控制指数为 0 或无评分、去除金融业和样本期间内 ST 等情况、控制变量变量缺失等数据筛选过程，最终得到24715条企业-年度数据。本文涉及的变量除内部控制指数来自于迪博公司外，其他变量均来自于希施玛公司数据库各子库的加工；如审计委员会召集人兼任信息来自于“治理结构-委员会成员情况文件”，根据“职务”条目得到审计委员会召集人（部分公司职务为主任或主席）信息，按企业-年度汇总得到召集人名字出现的次数，减一即兼任数。描述性统计和回归部分使用上下 1%水平缩尾的结果。

3 实证分析

3.1 变量描述性统计与典型事实

表 2 列示了本文基本回归涉及变量的缩尾后描述性统计结果。审计委员会召集人兼任的均值为 0.475，平均而言审计委员会召集人在近一半的其他委员会中兼任；25%和中值均为 0.333，兼任三分之一是样本中最普遍的情况，同时也存在无兼任和全兼任的情况。二元变量结果显示，存在 27%的两职合一样本、5.6%的样本经由四大审计、37.4%的样本为国有企业、71.5%的样本处于东部地区。常规变量的描述性统计与已有研究基本一致。

表 2 描述性统计

	观测数	平均值	标准差	最小值	25%	中值	75%	最大值
IC	24,715	6.519	0.807	3.002	6.187	6.640	6.991	8.271
Overlap	24,715	0.475	0.278	0.000	0.333	0.333	0.667	1.000
Size	24,715	7.722	1.246	4.564	6.893	7.657	8.493	11.165
Lev	24,715	0.436	0.203	0.059	0.276	0.430	0.586	0.893
Tangible	24,715	0.356	0.178	0.012	0.226	0.344	0.475	0.788
CashFlow	24,715	0.047	0.068	-0.157	0.008	0.045	0.086	0.244
BM	24,715	0.615	0.256	0.109	0.418	0.608	0.806	1.182
Change	24,715	0.681	0.466	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
ID	24,715	0.376	0.054	0.333	0.333	0.364	0.429	0.571
Dual	24,715	0.270	0.444	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Big4	24,715	0.056	0.230	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
SOE	24,715	0.374	0.484	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
Area	24,715	0.715	0.451	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

经过极端值缩尾后的大样本回归无法提供个案证据，而个案证据能够为基本趋势和假设验证提供部分见解。根据 2021 年数据，通过手工查看年度报告的方式，统计每个行业中内部控制评分最低和最高的企业的审计委员会召集人在其他委员会的兼任情况。结果如表 3 所示。其中，21 个行业分类均分为三种：第一，内部控制评分低的组，审计委员会召集人的兼任情况更高[1]；第二，内部控制评分低的组，审计委员会召集人的兼任情况更低[2]；第三，内部控制评分低时没有兼任和相等[3]。表 3 表明，在 21 个行业中只有 7 个行业的极端个案明确提供了审计委员会召集

[1] 明确提供负向关系的行业为：A、B、C1、G、J、P、S

[2] 明确提供正向关系的行业为：D、F、I、K、L、N、R

[3] 没有兼任的行业为：C3、H、M、Q；兼任情况相等的行业为：C2、C4、E

人兼任与内部控制质量正相关（H1）的证据。有趣的是，其中的行业K和L，其内部控制评分最高的企业的审计委员会召集人均为会计学界的权威理论专家，使得这两个个案无法反驳“关系约束”的存在，因为专家的权威身份可以做到在关系约束下仍能发挥专业溢出作用。换言之，审计委员会召集人的个人特征可能能够缓解交叠任职导致的低内部控制质量现象。

表3 典型事实（一）

	内部控制评分最低					内部控制评分最高				
行业	企业	兼任	总数	占比	评分	企业	兼任	总数	占比	评分
A	新农开发	2	3	66%	261.13	立华股份	1	3	33%	727.38
B	新潮能源	2	3	66%	394.89	中煤能源	2	4	50%	926.18
C1	福成股份	3	3	100%	246.79	伊利股份	2	3	66%	851.66
C2	杭州高新	1	3	33%	195.75	万华化学	1	3	33%	883.47
C3	三圣股份	0	1	0	189.41	海尔智家	1	4	25%	885.47
C4	南华仪器	1	1	100%	286.34	老凤祥	3	3	100%	829.02
D	国中水务	1	4	25%	407.23	新奥股份	3	5	60%	844.9
E	嘉寓股份	1	3	33%	207.25	上海建工	1	3	33%	807.92
F	星徽股份	1	3	33%	251.93	厦门国贸	3	5	60%	918.63
G	辽港股份	2	3	66%	282.07	中远海控	1	4	25%	895.62
H	全聚德	0	2	0	524.27	同庆楼	1	3	33%	721.11
I	中通国脉	1	3	33%	241.06	国联股份	2	3	66%	806.51
J	泛海控股	2	2	100%	175.39	中国太保	1	4	25%	838.4
K	凤凰股份	1	3	33%	270.17	新城控股	2	3	66%	863.93
L	新文化	1	3	33%	290.65	中国中免	2	3	66%	929.65
M	杰恩设计	0	1	0	314.41	泰格医药	2	3	66%	783.94
N	南大环境	1	2	50%	217.06	瀚蓝环境	3	3	100%	757.71
P	中公教育	2	3	66%	261.03	昂立教育	1	3	33%	745.43
Q	创新医疗	0	2	0	222.35	金域医学	2	4	50%	810.22
R	锋尚文化	1	3	33%	294.67	芒果超媒	1	1	100%	775.67
S	东阳光	3	3	100%	360.96	粤桂股份	2	3	66%	716.09

表3提供了控制评分差异比较兼任情况的结果。基于表3的统计，表4展示了控制兼任情况比较评分差异的结果。将兼任占比根据不同取值和最值方向统计，分别比较不同情境下的内部控制评分。从中可见：第一，分别比较兼任最高和最低水平，在内控评分最低（高）的企业中，审计委员会召集人未兼任其他委员会时评分均值为312.61（873.16），明显高于兼任其他所有委员会时的267.37（787.47）；第二，两两临近比较下，十组中有七组显示，更高的兼任程度伴随着更低的内部控制评分[4]。

总体上，表3和表4利用各行业极端内部控制评分差异，一方面，提供了审计委员会召集人兼任情况存在差异化特征的现实证据；另一方面，提供了审计委员会召集人兼任与内部控制质量负向关系（H2）的初步证据。

表4 典型事实（二）

Panel A：内部控制评分最低组						
兼任占比	0	25%	33%	50%	66%	100%
企业数	4	1	7	1	4	4
评分均值	312.61	407.23	224.00	217.06	299.78	267.37
Panel B：内部控制评分最高组						
兼任占比	25%	33%	50%	60%	66%	100%
企业数	3	5	2	2	6	3
评分均值	873.16	784.97	868.20	881.77	862.94	787.47

[4] 其余三组是最低组中的“0-25%”、“50%-66%”和最高组中的“33%-50%”。

3.2 相关性分析

表 5 为基准回归涉及变量的相关性分析，从中可见，在两种相关性分析统计下，委员会交叠 *Overlap* 和内部控制质量 *IC* 均在 1%水平上显著为负。在行业个案的基础上，表 5 进一步展示了两者负向关系（H2）的大样本证据。其他相关性结果不再赘述，总体上相关系数未超过 0.4，多重共线性问题较弱。

表 5 相关性分析

	IC	*Overlap*	*Size*	*Lev*	*Tangible*	*CashFlow*	*BM*	*Change*	*ID*	*Dual*	*Big4*	*SOE*	*Area*
IC		-0.019***	0.201***	0.009	0.030***	0.162***	0.048***	0.007	-0.003	-0.034***	0.133***	0.085***	0.049***
Overlap	-0.019***		-0.017***	0.002	0.017***	-0.001	-0.013**	-0.019***	-0.026***	-0.013**	-0.008	0.027***	-0.016**
Size	0.206***	-0.017***		0.344***	0.178***	0.168***	0.350***	-0.019***	-0.054***	-0.120***	0.217***	0.243***	-0.073***
Lev	-0.023***	0.003	0.330***		0.269***	-0.155***	0.408***	-0.124***	-0.013**	-0.114***	0.108***	0.260***	-0.066***
Tangible	0.031***	0.014**	0.160***	0.282***		0.076***	0.195***	-0.158***	-0.031***	-0.091***	0.025***	0.188***	-0.133***
CashFlow	0.142***	-0.002	0.173***	-0.164***	0.052***		-0.093***	0.017***	-0.015**	-0.009	0.072***	-0.006	-0.002
BM	0.048***	-0.012*	0.362***	0.399***	0.208***	-0.099***		-0.113***	-0.039***	-0.131***	0.133***	0.256***	-0.049***
Change	0.007	-0.016**	-0.009	-0.128***	-0.165***	0.018***	-0.116***		0.012*	0.131***	-0.074***	-0.307***	0.091***
ID	-0.003	-0.031***	-0.028***	-0.009	-0.027***	-0.009	-0.032***	0.015**		0.112***	0.025***	-0.069***	0.026***
Dual	-0.027***	-0.014**	-0.112***	-0.113***	-0.093***	-0.010	-0.132***	0.131***	0.113***		-0.062***	-0.282***	0.098***
Big4	0.130***	-0.007	0.260***	0.106***	0.028***	0.069***	0.138***	-0.074***	0.032***	-0.062***		0.121***	0.049***
SOE	0.077***	0.026***	0.244***	0.261***	0.199***	-0.011*	0.264***	-0.307***	-0.059***	-0.282***	0.121***		-0.187***
Area	0.053***	-0.015**	-0.065***	-0.068***	-0.136***	-0.005	-0.049***	0.091***	0.025***	0.098***	0.049***	-0.187***	

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著，后表同。

表 6 为根据 0.5 为临界值对委员会交叠的分组下企业内部控制质量的单变量检验，均值和中值检验下均可见，在审计委员会召集人兼任更多委员会时，企业内部控制质量显著更低，两者呈负向关系。

表 6 单变量检验

	Overlap≤0.5		Overlap＞0.5		T/Z
	观测值	均值	观测值	均值	
IC	14847	6.531	9868	6.501	2.872***
	观测值	中值	观测值	中值	
IC	14847	6.649	9868	6.629	3.052***

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著，后表同。

3.3 回归结果分析

相关性分析无法考虑时间和空间层面的固定效应，表 7 列示了考虑固定效应的回归结果，分别为不添加其他控制变量、单独考虑企业财务特征和治理制度特征、完整模型的结果，委员会交叠 *Overlap* 的系数分别为 1%水平显著的-0.048、5%水平显著的-0.037、1%水平显著的-0.047 和 5%水平显著的-0.036。该结果的经济含义为：当审计委员会召集人在更多委员会中担任委员时，企业内部控制质量越低；数据结果支持 H2 的分析。

表 7 假设检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	IC			
Overlap	-0.048***	-0.037**	-0.047***	-0.036**
	(-2.64)	(-2.10)	(-2.63)	(-2.09)
Size		0.170***		0.153***
		(35.76)		(31.08)
Lev		-0.481***		-0.472***
		(-16.09)		(-15.81)
Tangible		-0.141***		-0.104***
		(-4.35)		(-3.21)

CashFlow		1.240***		1.212***
		(16.07)		(15.78)
BM		-0.065***		-0.075***
		(-2.63)		(-3.04)
Change			0.105***	0.065***
			(9.14)	(5.83)
ID			0.079	0.156*
			(0.84)	(1.73)
Dual			-0.004	0.012
			(-0.37)	(1.01)
Big4			0.431***	0.235***
			(19.50)	(10.63)
SOE			0.128***	0.081***
			(10.84)	(6.84)
Area			0.114***	0.107***
			(9.92)	(9.56)
Constant	6.542***	5.466***	6.288***	5.362***
	(653.10)	(165.90)	(161.18)	(106.86)
行业与年度	控制	控制	控制	控制
观测值	24,715	24,715	24,715	24,715
调整后R^2	0.036	0.110	0.061	0.120
F	6.986	348.542	97.496	199.093

注：*、**、***分别代表在 10%、5%、1%水平上显著，括号内为稳健 T 值，后表同。。

3.4 内部控制分项检验

迪博内部控制指数包括五个分级指数：战略层级、经营层级、报告可靠、合法合规和资产安全，自 2013 年开始统计；分别设定 *Strategy*、*Operation*、*Reliability*、*Compliance* 和 *Security* 为被解释变量，考察委员会交叠降低内部控制的具体方面。表 8 列示了相关检验，由于样本期不同，首先利用新的期间重新执行回归，委员会交叠显著为负的结果不变；后五列的结果显示，委员会交叠与战略层级和经营层级内控指数显著为负，而与报告可靠、合法合规和资产安全的系数不显著。该结果表明，审计委员会召集人兼任主要降低了战略和经营层级的内部控制质量。

表 8 内部控制分项检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IC	*Strategy*	*Operation*	*Reliability*	*Compliance*	*Security*
Overlap	-0.043**	-0.105**	-0.057**	0.041	-0.028	-0.032*
	(-2.29)	(-2.44)	(-2.47)	(1.40)	(-0.71)	(-1.79)
Constant	5.386***	1.997***	2.600***	8.150***	8.604***	5.537***
	(100.33)	(16.15)	(39.44)	(98.12)	(75.93)	(107.46)
CVs	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22,135	22,135	22,135	22,135	22,135	22,135
调整后R^2	0.094	0.097	0.177	0.028	0.058	0.044
F	165.981	149.561	342.524	19.580	66.220	34.654

3.5 内生性问题的讨论与检验

3.5.1 替代性解释的讨论

针对审计委员会召集人兼任与内部控制质量的负相关关系，存在一个替代性解释：董事忙碌导致履职效果不佳。本文认为，该替代性解释成立的可能性较小。理由在于：第一，董事本人可以自主决定是否兼任、如何兼任，如果预期到兼任会影响履职效果，在维护声誉的动机下，理性的董事会选择拒绝兼任；第二，企业高层管理者可以决定内部控制制度设计，但具体的实施机制、落实过程和最终的有效性评定依赖于企业整体，尤其是中层领导与基层员工的配合，忙碌的董事不必然会导致内部控制失效。

3.5.2 反向因果关系的讨论

在规范层面，本文面临反向因果的内生性问题的可能性较小，因为内部控制质量或有效性依赖于公司治理机制，即较好（差）的公司治理制度设计会带来更高（低）质量的内部控制质量。此外，如何进行董事会人员机构或专门委员会人员安排设计也不取决于内部控制质量。

3.5.3 计量检验

第一，度量误差。变化测度，参考已有文献在度量内部控制质量时将评分取对数化处理[17][62][51]。对数化可以消除异方差和量纲差异，但同时也是非线性转化的方式，本文仅将其作为替换变量方式呈现，如表 9 第一列所示，尽管在 10%水平显著，仍显著为负。使用单变量分析中的分组变量作为解释变量的替换变量，结果如表 9 第二列所示，仍显著为负。

第二，遗漏变量。本文面临的主要遗漏变量问题在于内部控制或内部审计的影响，例如薄弱的内部控制环境纵容内部“不相容职务相兼任”的现象，同时导致了更低的内部控制评分。在基本模型中进一步控制了是否披露内部控制报告、是否披露内部审计报告和内控审计签发地的环境特征，结果列于表 9 的第三列，样本量有所减少，但委员会交叠显著为负的结果不变。

第三，反向因果。上节从规范层面讨论了反向因果问题，本节使用工具变量法从技术层面缓解该类内生问题，具体使用地区层面高校校均正教授人数（*ProfessorLn_Sch*）作为工具变量。该变量的相关性在于：高校学者是独立董事聘任的重要“供给”，企业一般会选择在周围地区的高校中选聘，因此高校学者的数量和企业独立董事与专门委员会构成了一组供需关系，内部兼任的部分原因可能是供给不足，因此可以预期的是，当供给更多、需求被满足时，兼任情况会显著更少；外生性在于：地区学者数量只有通过企业聘任的方式影响企业行为，几乎不存在其他影响渠道。表 9 的第四和第五列分别列示了工具变量的两步结果，由表可知，地区高校校均正教授数量与委员会交叠现象在 1%水平上显著为负，支持预期，同时在考虑工具变量的修成后，委员会交叠仍在 5%水平上显著为负，与基本结论一致。

第四，样本选择问题。内部控制指数并非对上市公司全覆盖，其中存在出于各种原因没有评分或评分为 0 的样本，本文在数据处理阶段将这些样本剔除，但这样的操作会导致样本选择问题。利用 Heckman 两阶段，以是否发布内部控制评价报告为选择变量，包含前述工具变量和控制变量进行修正，结果如表 9 的最后一列所示，委员会交叠仍显著为负。

表 9 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	ICLN	*IC*		*Overlap*	*IC*	
Overlap	-0.006*		-0.047**		-2.271**	-0.046**
	(-1.70)		(-2.32)		(-2.02)	(-2.30)
Overlap_dummy		-0.019*				
		(-1.90)				
ProfessorLn_Sch				-0.018***		0.211***
				(-3.14)		(6.88)
lambda						0.278***
						(2.83)
Constant	6.271***	5.352***	5.418***	0.662***	6.966***	-2.471***
	(584.37)	(108.16)	(79.22)	(22.22)	(10.60)	(31.96)
CVs	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	24,715	24,715	18,496	24,715	24,715	24,715
调整后R^2	0.084	0.120	0.122	0.009	-	-
F	135.101	199.025	142.123	7.155	48.847	-

4　机制分析

4.1 关系约束的存在机制

前文从关系约束视角解释审计委员会召集人在其他委员会兼任时内部控制质量更低的现象，但“关系”及其造成的约束无法直接度量，只能从间接角度进行机制的检验。如前所述，关系约束机制形成的部分原因在于内部兼任使审计委员会召集人面临更多、更复杂的利益团体，故可区分是否代表更多、更复杂利益团体的情景来间接检验机制；具体围绕股东和管理两个层面展开。

第一，股东层面。首先，多个大股东是世界范围内普遍存在的股权结构，既可能形成制衡与监督，也可能形成股东间的合谋[63][64]。一方面，制衡在某种程度上体现了利益的不一致，如果多个大股东以监督作用为主导，那么在存在多个大股东的股权结构中，股东由多方利益构成，此时外部独立董事的履职就会面临更复杂的利益关系；另一方面，如果多个大股东存在合谋效应，意味着股东之间存在隐性的“实质”而非显性的“形式”关联，这种关联更难以被外部独立董事捕捉，迫使其处于更大程度的信息劣势地位。因此，无论从何种效应出发，多个大股东的股权结构都意味着更强的关系约束，不利于审计委员会召集人的履职，从而可以预计的是，当存在多个大股东时，委员会交叠会更显著地抑制内部控制质量。其次，前十大股东是否存在关联是一种显性的“形式”关联关系，如果能从隐性的“实质”关联观测到同样的结果，则可以进一步佐证关系约束机制的存在。最后，集团控制与上市策略是一个常被忽视的研究情景。在集团非整体上市时，上市实体不仅要协调与资本市场利益人的关系，也要应对来自控股集团的压力，相比于整体上市的集团会面对更多的利益相关方。本文使用是否存在兄弟上市公司作为是否整体上市的代理变量。

以是否有多个大股东、前十大股东是否关联、是否有兄弟上市公司执行分组回归，结果如表 10 所示，委员会交叠对内部控制质量的负向影响在存在多个大股东、前十大股东关联、存在兄弟上市公司的情况下更为显著，与前述估计一致。值得一提的是，有证据显示多个大股东的监督制衡能提高内部控制质量[41]，而本文发现存在多个大股东的情况下委员会交叠更显著地降低了内部控制质量。可能的解释是：尽管多个大股东自身能够提高内部控制质量，但由于两类代理问题，股东与其他股东和管理层之间有分歧或博弈，多个大股东的存在会降低管理层，尤其是专门委员会的内部控制治理效能。

表 10 关系约束机制：股东层面

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	多个大股东		前十大股东		兄弟上市公司	
	无	有	不关联	关联	无	有
Overlap	-0.010	-0.131***	-0.003	-0.054**	-0.027	-0.054*
	(-0.50)	(-3.46)	(-0.11)	(-2.44)	(-1.30)	(-1.66)
Constant	5.397***	5.290***	5.306***	5.430***	5.543***	5.150***
	(93.68)	(50.42)	(64.15)	(85.16)	(90.61)	(55.29)
CVs	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	18,746	5,969	8,886	15,829	16,803	7,702
调整后 R^2	0.107	0.164	0.133	0.116	0.105	0.150
F	129.293	67.942	79.281	118.032	105.337	80.282

第二，管理层面。首先，同集团控制和上市策略一脉相承的是，当董事、监事和高级管理人员由控股股东派驻或在控股股东单位兼任（纵向兼任）时，他们需要在利益关系上更多地权衡

与取舍，从而受到更大的关系约束。其次，为了经营活动的持续，企业需要在关系维护上投资，当企业更多地进行关系投资时，意味着企业有意地进入更复杂的关系网络，此时包括外部独立董事在内的整个管理层都将面临更大的关系约束，从而可以预期在关系投资较高时，委员会交叠对内部控制质量的负向影响更显著。最后，集团内部的关联交易是关系型交易的重要表征[57]。当企业关联交易更多时，意味着个体企业及其管理层更受制于控股股东与其他关联方而丧失了部分自主权利，因此可以认为更多的关联交易可以表征更高的关系约束。具体到计量结果上，应当可以观测到在关系投资和关联交易更高时，委员会交叠对内部控制质量的负向影响更显著。关系投资的度量为经营业收入标准化的娱乐和旅行费用[5]，如与供应商和客户建立关系的费用会被计入这些项目中[65]。关联交易的度量为经总资产标准化的关联交易额。关系投资和关联交易的分组标准均为行业-年度中值。

以董监高是否纵向兼任、关系投资和关联交易的高低分组的回归结果如表 11 所示，委员会交叠对内部控制质量的负向影响在董监高纵向兼任、关系投资和关联交易更高的情况下显著为负，其他情况不显著，与预期一致。表 10 和表 11 共同表明，审计委员会召集人在更多委员会中任职导致的低内部控制质量是因为其受到了更严重的关系约束。

表 11 关系约束机制：管理层面

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	董监高纵向兼任		关系投资		关联交易	
	无	有	低	高	少	多
Overlap	-0.019	-0.040**	-0.017	-0.059**	-0.024	-0.044*
	(-0.51)	(-2.02)	(-0.69)	(-2.48)	(-1.07)	(-1.66)
Constant	5.532***	5.332***	5.336***	5.496***	5.584***	5.237***
	(49.75)	(93.93)	(73.21)	(77.78)	(82.57)	(70.35)
CVs	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	5,565	19,149	12,394	12,321	12,418	12,297
调整后R^2	0.107	0.123	0.114	0.131	0.104	0.143
F	34.172	161.687	95.572	94.619	69.216	129.569

4.2 关系约束的缓解机制

前文论证了关系约束的存在，接下来的问题在于如何缓解关系约束的影响。一方面，在非正式制度与正式制度的交互框架下，如果将“关系”视作一种非正式制度，就可能从正式的公司治理制度视角挖掘对关系约束的缓解机制；另一方面，表 3 典型事实中关于行业 K 和 L 的个案引出一个缓解关系约束、发挥审计委员会召集人专业溢出的可能机制：召集人的权威地位。

在正式的公司治理制度方面。以数字化转型程度作为正式公司治理机制的代理变量，原因在于：第一，常用公司治理评价指标与本文核心变量存在较高程度内生性，需要选择相对外生的变量规避计量问题；第二，在当前数字经济发展的现实背景下，两者具有较高的关联性，数字化转型的驱动需要信息技术背景或学术背景的高管推动[66][67]，数字化转型能够带来治理优化，如推动控制权让渡给智力资本和抑制高管腐败[68][69]。*DT1* 和 *DT2* 分别为使用吴非等（2021）和赵宸宇等（2021）的数字化词典基于 MD&A 文本的数字化转型程度[70][71]，*Digintan* 为参考耀友福和周兰（2023）使用数字化资产投入度量的数字化转型程度[72]。表 12 的前三列显示，委员会交叠与三个数字化变量的交乘项均显著为正（10%水平的 0.025、5%水平的 0.027、5%水平的 3.530），与委员会交叠显著异号，该结果的统计意义在于：数字化转型程度越高，委员会交叠对内部控制质量

[5]提取自销售费用和管理费用明细中，包括业务招待费、会议费、交际费、差旅费等。

的负向影响越弱；经济意义在于：更正式的公司治理制度有助于缓解审计委员会召集人面临的关系约束，更好地发挥专长，实现专业溢出，从而改善内部控制质量。

在召集人权威地位方面。由于审计委员会中独立董事占多数且担任召集人，审计委员会召集人权威可以以独立董事权威为代理变量，参考李志生等（2018）的独立董事网络中心度计算独立董事权威（*NetHole*）[73]。此外，根据审计委员会成员个人信息中的兼职信息量化“外部兼任”，具体为审计委员会召集人在其他上市公司（*PJ_Listed*）和其他公司（*PJ_Compa*）兼任董事或高管的数量，越多的外部兼任表明其拥有更高的声誉，从而在内部的话语权更大。表 12 的后三列显示，委员会交叠与三个召集人权威变量的交乘项均显著为正（5%水平的0.101、1%水平的0.039、5%水平的0.021），与“内部兼任”的委员会交叠显著异号，该结果的统计意义在于：审计委员会召集人权威越高，委员会交叠对内部控制质量的负向影响越弱；经济意义在于：在非正式制度视角下，审计委员会召集人的个人权威有助于缓解其面临的关系约束。

表 12 关系约束的缓解机制

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)	(7)
	正式治理机制：数字化转型			非正式治理机制：召集人权威		
Overlap	-0.058**	-0.086***	-0.049***	-0.077***	-0.075***	-0.066***
	(-2.55)	(-2.64)	(-2.69)	(-2.99)	(-3.44)	(-2.88)
DT1	0.017**					
	(2.01)					
Overlap×DT1	0.025*					
	(1.70)					
DT2		0.031***				
		(3.95)				
Overlap×DT2		0.027**				
		(2.02)				
Digintan			-5.250***			
			(-6.67)			
Overlap×Digintan			3.530**			
			(2.44)			
NetHole				-0.011		
				(-0.40)		
Overlap×NetHole				0.101**		
				(2.11)		
PJ_Listed					-0.006	
					(-0.81)	
Overlap×PJ_Listed					0.039***	
					(2.89)	
PJ_Compa						0.002
						(0.40)
Overlap×PJ_Compa						0.021**
						(1.97)
Constant	5.369***	5.359***	5.368***	5.372***	5.371***	5.365***
	(106.06)	(103.22)	(107.02)	(105.21)	(106.15)	(105.97)
CVs	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	24,715	24,715	24,715	24,715	24,715	24,715
调整后R^2	0.121	0.123	0.122	0.120	0.121	0.121
F	173.119	177.393	175.787	171.589	172.145	172.253

5　结语

5.1 研究结论

在应规动机下，上市公司对独立董事的聘用往往选择仅满足最低法规条件，而专门委员会要求独立董事占多数，这造成了独立董事在不同委员会中的内部兼任现象。本文聚焦于唯一应设专门委员会——审计委员会召集人的兼任，检验这一现象对内部控制质量的影响。通过分行业的典型个案和大样本的实证检验，本文发现：审计委员会召集人在更多的其他专门委员会中兼任会降低内部控制质量，主要降低战略和经营层面的内部控制质量。机制检验揭示的原因在于：兼任使审计委员会召集人面临更复杂利益环境，因“关系约束”而无法发挥专业专长。同时，更好的公司治理机制和审计委员会召集人的权威地位可以缓解其面临的“关系约束”。

5.2 研究启示

第一，本文以内部控制质量为落脚点发现，企业内部的董事兼任无法发挥积极有效的治理作用。因此，尽管有些兼任情况未被法规禁止，兼任也使董事获取多方信息，但具体的公司治理制度安排应当避免无效兼任，尤其需要认识到兼任会将行为人置于更复杂的社会关系与利益关系中，从而影响到行为人本身的职能职责的履行。

第二，由于审计委员会召集人身份为独立董事，本文为完善独立董事履职提供了部分见解。与以往研究所揭示的独立董事与管理者、审计师等具象的个人关系不同，本文发现独立董事参与决策和发挥咨询作用的履职效果受到“只可意会”的抽象社会关系的负面影响。我国关系型交易的制度背景下，为了保证独立董事的履职效果，仍需要就“关系研究”给出多维度的证据，区分影响独立董事履职的不同关系种类或不同情景，有针对性地弱化可能约束独立董事履职的社会关系。

第三，董事内部兼任现象产生的原因可能是公司治理制度的选择，也可能是公司应付法规底线的后果，但从社会层面来看，兼任也意味着人才供给的不足。尤其对于财务、会计和审计专业而言，高端人才供给不足的问题早已浮现。扩招可以解决未来的供给不足，但当务之急是促进高端人才的“跨界”流动，既包含要从高校走向业界的方向跨界，更重要的是激励发达地区高校的学者与专家向欠发达地区企业的区域跨界。具体措施可以嵌入到如区域对口帮扶计划等已有政策中实施。

参考文献

[1] 杨雄胜. 内部控制理论研究新视野[J]. 会计研究,2005,(07):49-54+97.

[2] 黄溶冰,王跃堂. 内部控制与公司治理——基于委托代理的分析[J]. 经济经纬,2008,(04):99-102.

[3] 方红星,金玉娜. 高质量内部控制能抑制盈余管理吗?——基于自愿性内部控制鉴证报告的经验研究[J]. 会计研究,2011,(08):53-60+96.

[4] 董望,陈汉文. 内部控制、应计质量与盈余反应——基于中国2009年A股上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2011,(04):68-78.

[5] 周中胜,罗正英,周秀园,沈阳. 内部控制、企业投资与公司期权价值![J]. 会计研究,2017,(12):38-44+96.

[6] 陈汉文,周中胜. 内部控制质量与企业债务融资成本[J]. 南开管理评论,2014,17(03):103-111.

[7] 敖小波,林晚发,李晓慧. 内部控制质量与债券信用评级[J]. 审计研究,2017,(02):57-64.

[8] 牟韶红,李启航,陈汉文. 内部控制、产权性质与超额在职消费——基于2007—2014年非金融上市公司的经验研究[J]. 审计研究,2016,(04):90-98.

[9] 陈晓珊,刘洪铎. 内部控制质量与高管超额薪酬[J]. 审计研究,2019,(05):86-94.

[10] 毛新述,孟杰. 内部控制与诉讼风险[J]. 管理世界,2013,(11):155-165.

[11] 方红星,陈作华. 高质量内部控制能有效应对特质风险和系统风险吗?[J]. 会计研究,2015,(04):70-77+96.

[12] 陈汉文,杨晴贺. 内部控制与汇率风险管理[J]. 审计研究,2021,(06):46-60.

[13] Fama, E. F., Jensen, M. C.. Separation of ownership and control[J]. Journal of Law and Economics,1983,26(2):301-325.

[14] 楚有为. 审计委员会专业背景与企业研发活动盈余操纵[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2018,38(10):96-113.

[15] 王守海,许薇,刘志强. 高管权力、审计委员会财务专长与财务重述[J]. 审计研究,2019,(03):101-110.

[16] 张志红,李红梅,宋艺. 审计委员会财务专长对管理层策略性披露行为的治理效应——基于“管理层讨论与分析”的证据[J]. 审计与经济研究,2022,37(02):34-45.

[17] 周冬华,周花,方瑄. 审计委员会IT专长能否提高内部控制质量？[J]. 审计研究,2022,(05):106-117.

[18] 刘诚,杨继东,周斯洁. 社会关系、独立董事任命与董事会独立性[J]. 世界经济,2012,35(12):83-101.

[19] 刘诚,杨继东. 独立董事的社会关系与监督功能——基于CEO被迫离职的证据[J]. 财经研究,2013,39(07):16-26.

[20] 李敏鑫,朱朝晖. 审计委员会中独立董事与CEO社会关系对审计质量的影响研究[J]. 会计研究,2022,(08):161-176.

[21] 周泽将,雷玲,杜兴强. 本地任职与独立董事异议行为：监督效应vs.关系效应[J]. 南开管理评论,2021,24(02):83-95.

[22] Finkelstein, S., D’Aveni, R. A.. CEO duality is double-edged sword: How boards of directors balance entrenchment avoidance and unity command[J]. Academy of Management Journal,1994,37(5):1079-1108.

[23] Tuggle, C. S., Sirmon, D. G., Reutzel, C. R., Bierman, L.. Commanding board of director attention: investiga

ting how organizational performance and CEO duality affect board members' attention to monitoring[J]. Strategic Management Journal,2010,31(9):946-968.
[24] 陈思阳,孙光国. 董事与经理兼任抑制了企业创新水平吗?[J]. 财经问题研究,2020,(05):92-101.
[25] 孙光国,孙瑞琦. 董事—经理兼任影响企业投资效率了吗?[J]. 财经问题研究,2016,(07):39-46.
[26] Davis, J. H.. Toward a stewardship theory of management[J]. Academy of Management Review,1997,22(1):20-47.
[27] 袁建国,范文林,程晨,肖华芳. CFO 兼任董事能促进公司提高投资效率吗?——来自中国上市公司的经验证据[J]. 管理评论,2017,29(03):62-73.
[28] 赵乐,王木之. 财务总监兼任董事对企业避税的影响[J]. 管理科学,2022,35(02):72-83.
[29] 孙雪娇,翟淑萍,甦叶. CFO 兼任董事能抑制企业极端避税行为吗?[J]. 中南财经政法大学学报,2021,(01):67-76+160.
[30] 姚振晔,曹伟. 财务总监兼任董秘与内部人交易[J]. 会计与经济研究,2019,33(02):22-43.
[31] 程富,王福胜. CFO 兼任董秘与资本结构决策[J]. 管理科学,2020,33(06):128-144.
[32] 汪芸倩,王永海. CFO 兼任董秘可以提高会计信息质量吗?[J]. 会计研究,2019,(08):32-39.
[33] Laux, C., Laux, V.. Board committees, CEO compensation, and earnings management[J].The Accounting Review,2009,84(181):869-891.
[34] 邓晓岚,陈栋,陈运森. 专门委员会重叠与 CEO 运气薪酬:基于国有控股上市公司的证据[J]. 会计研究,2015,(07):49-55+97.
[35] 邓晓岚,陈运森,陈栋. 审计委员会与薪酬委员会委员交叠任职、盈余管理与经理人薪酬[J]. 审计研究,2014,(06):83-91.
[36] 王文慧，孙光国，孙瑞琦.审计与战略委员会重叠任职会抑制公司创新吗[J].中国会计评论, 2018, 16(3): 437-476.
[37] 薛有志,张荣荣,张钰婧. 专业委员会交叠任职对资产剥离的影响——基于战略委员会和审计委员会的研究视角[J]. 山西财经大学学报,2021,43(06):84-98.
[38] Ding, B. Y., Wei, F.. Overlapping membership between risk management committee and audit committee and bank risk-taking: Evidence from China[J]. International Review of Financial Analysis,2023,86:1-15.
[39] 王兵,冯静,陈紫帆. CFO 兼任审计委员会委员影响财务重述吗?[J]. 审计与经济研究,2023,38(01):11-20.
[40] 富钰媛,苑泽明,李田. 大股东股权质押与企业内部控制[J]. 财经论丛,2019,(01):71-80.
[41] 马影,王满,马勇,于浩洋. 监督还是合谋:多个大股东与公司内部控制质量[J]. 财经理论与实践,2019,40(02):83-90.
[42] 曹越,孙丽,郭天枭,蒋华玲. “国企混改”与内部控制质量:来自上市国企的经验证据[J]. 会计研究,2020,(08):144-158.
[43] 曹越,辛红霞,孙丽. 国有企业实施员工持股计划能否提升内部控制质量?——基于“国企混改”背景[J]. 会计研究,2022,(11):118-138.
[44] 刘运国,郑巧,蔡贵龙. 非国有股东提高了国有企业的内部控制质量吗?——来自国有上市公司的经验证据![J]. 会计研究,2016,(11):61-68+96.
[45] 周泽将,胡帮国,庄涛. 审计委员会海归背景与内部控制质量[J]. 审计研究,2020,(06):114-121.
[46] 向锐,徐玖平,杨雅婷. 审计委员会主任背景特征与公司内部控制质量[J]. 审计研究,2017,(04):73-8

0.
[47] 俞俊利,金鑫,梁上坤. 高管地缘关系的治理效应研究:基于内部控制质量的考察[J]. 会计研究,2018,(06):78-85.
[48] 章琳一,张洪辉. 无控股股东、内部人控制与内部控制质量[J]. 审计研究,2020,(01):96-104.
[49] 徐玉德,杨晓璇,刘剑民. 管理层过度自信、区域制度环境与内部控制有效性[J]. 审计研究,2021,(02):118-128.
[50] 廖方楠,韩洪灵,陈丽蓉. 高管从军经历提升了内部控制质量吗?——来自我国上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2018,(06):121-128.
[51] 李瑞敬,党素婷,李百兴,袁蓉丽. CEO 的信息技术背景与企业内部控制质量[J]. 审计研究,2022,(01):118-128.
[52] 王俊,吴溪. 管理层变更伴随着更严格的内部控制缺陷认定标准吗?[J]. 会计研究,2017,(04):81-87+96.
[53] Marquis, C., Tilcsik, A.. Imprinting: Toward a multilevel theory[J]. Academy of Management Annals,2013,7(1):195–245.
[54] Hambrick D C, Mason PA.. Upper echelons: The organization as a reflection of itstop managers[J]. The Academy of Management Review,1984,9(2):193-206.
[55] Macneil, I. R.. The new social contract: An inquiry into modern contractual relations[J]. Ethics,1982,93(1):545-547.
[56] Granovetter, M.. Economic action and social structure: The problem of embeddedness[J]. American Journal of Sociology,1985,91(3):481-510.
[57] 李增泉. 关系型交易的会计治理——关于中国会计研究国际化的范式探析[J]. 财经研究,2017,43(02):4-33.
[58] 翟学伟. 人情、面子与权力的再生产——情理社会中的社会交换方式[J]. 社会学研究,2004,(05):48-57.
[59] 翟学伟. 人情与制度:平衡还是制衡?——兼论个案研究的代表性问题[J]. 开放时代,2014,(04):170-182+9.
[60] 翟学伟. 中国人的人情与面子:框架、概念与关联[J]. 浙江学刊,2021,(05):53-64.
[61] 张钦成,杨明增. 企业数字化转型与内部控制质量——基于“两化融合”贯标试点的准自然实验[J]. 审计研究,2022,(06):117-128.
[62] 逯东,付鹏,杨丹. 媒体类型、媒体关注与上市公司内部控制质量[J]. 会计研究,2015,(04):78-85+96.
[63] 姜付秀,蔡欣妮,朱冰. 多个大股东与股价崩盘风险[J]. 会计研究,2018,(01):68-74.
[64] 王运通,姜付秀. 多个大股东能否降低公司债务融资成本[J]. 世界经济,2017,40(10):119-143.
[65] Cai, H., Fang, H., Xu, L. C.. Eat, drink, firms, government: An investigation of corruption from the entertainment and travel costs of Chinese firms[J]. Journal of Law and Economics,2011,54:55-78.
[66] 吴育辉,张腾,秦利宾,鲍珩淼. 高管信息技术背景与企业数字化转型[J]. 经济管理,2022,44(12):138-157.
[67] 阳镇,陈劲,商慧辰. 何种经历推动数字化：高管学术经历与企业数字化转型[J]. 经济问题,2022,(10):1-11.
[68] 马连福,宋婧楠,王博. 企业数字化转型与控制权相机配置[J]. 经济管理,2022,44(11):46-66.

[69] 邵剑兵,王露晔. 企业数字化转型能够抑制高管腐败吗？——基于中小股东参与治理视角[J]. 上海财经大学学报,2023,25(02):64-77.
[70] 吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021,37(07):130-144+10.
[71] 赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济,2021,42(07):114-129.
[72] 耀友福,周兰. 企业数字化影响关键审计事项决策吗？[J]. 审计研究,2023,(01):123-135.
[73] 李志生,苏诚,李好,孔东民. 企业过度负债的地区同群效应[J]. 金融研究,2018,(09):74-90.

Committee overlap and internal control quality: professional spillovers or relational constraints?

--Evidence from audit committee convenors

Liu Jie [1] Yin Haozhou [1] Tan Jin [2] Xu Guangwei [2]

(1, School of Accounting, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang, 550025;

2, College of Business, Changzhou University, Changzhou, 213159)

Abstract: Internal control has been the focus of the corporate governance system since SOX. As an important environment for internal control, the effectiveness of the corporate governance system is fundamental to ensure the effectiveness of internal control. Existing research on internal control mainly reveals the positive consequences of high quality internal control, but pays insufficient attention to the causes of low (high) internal control, especially the lack of research from the perspective of the corporate governance system, which fails to answer the question of "how to improve the corporate governance mechanism in order to improve internal control or what kind of corporate governance mechanism reduces internal control".

The institutional design of independent directors aims to utilize their professional expertise (accounting, law, industry, etc.) to play a supervisory and advisory role. In the design of the corporate governance system, independent directors are governed by special committees of the board of directors, of which the audit committee requires a majority of independent directors and is convened by a sole director of finance and accounting. Existing research shows that, on the one hand, the professional characteristics of the audit committee play a positive role; on the other hand, the performance of independent directors is affected by social relations. China is a typical model of "relationship-based transactions". Under such an institutional background, relational transactions are a powerful tool to save transaction costs, but they may also form a "network of relationships" and influence individual behavior. This paper focuses on the question of whether the convenor of the audit committee, as an independent director, can play the role of "professional spillover" and have positive governance effects, or is affected by "relationship constraints" and unable to play the role of monitoring and advising. The quality of internal control is the starting point. Taking the quality of internal control as the starting point, if the audit committee convenor's concurrent service has a "professional spillover" effect, it should be able to observe that when the audit committee convenor concurrently serves on more committees, it will lead to a higher level of internal control; otherwise, it indicates that the performance of the audit committee convenor is subject to "relationship constraints".

Using the annual data of non-financial listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2021, the empirical test finds that the quality of internal control is lower when the audit committee convenor serves on more specialized committees. The empirical evidence supports the "relationship constraint" hypothesis. The results are robust to statistical tests such as the discussion of alternative explanations and reverse causality, and the use of an instrumental variable for the average number of full professors in regional colleges and universities. Mechanisms are analyzed at two levels: the existence of relational constraints and the mitigation mechanisms.

Overall, this paper chooses the unique corporate governance analysis perspective of audit committee convenor concurrent appointment to test the governance effectiveness of this internal concurrent appointment through its impact on internal control quality, and the study shows that this internal concurrent appointment is subject to relational

constraints and fails to fulfill the expected governance role. This paper adds to the theoretical causes of low internal control quality in corporate governance, and at the practical level, it provides a reference for the current institutional reform of the participation of independent directors in decision-making and advisory roles.
Keywords: committee overlap; audit committee; director concurrent; independent director; quality of internal cont rol